

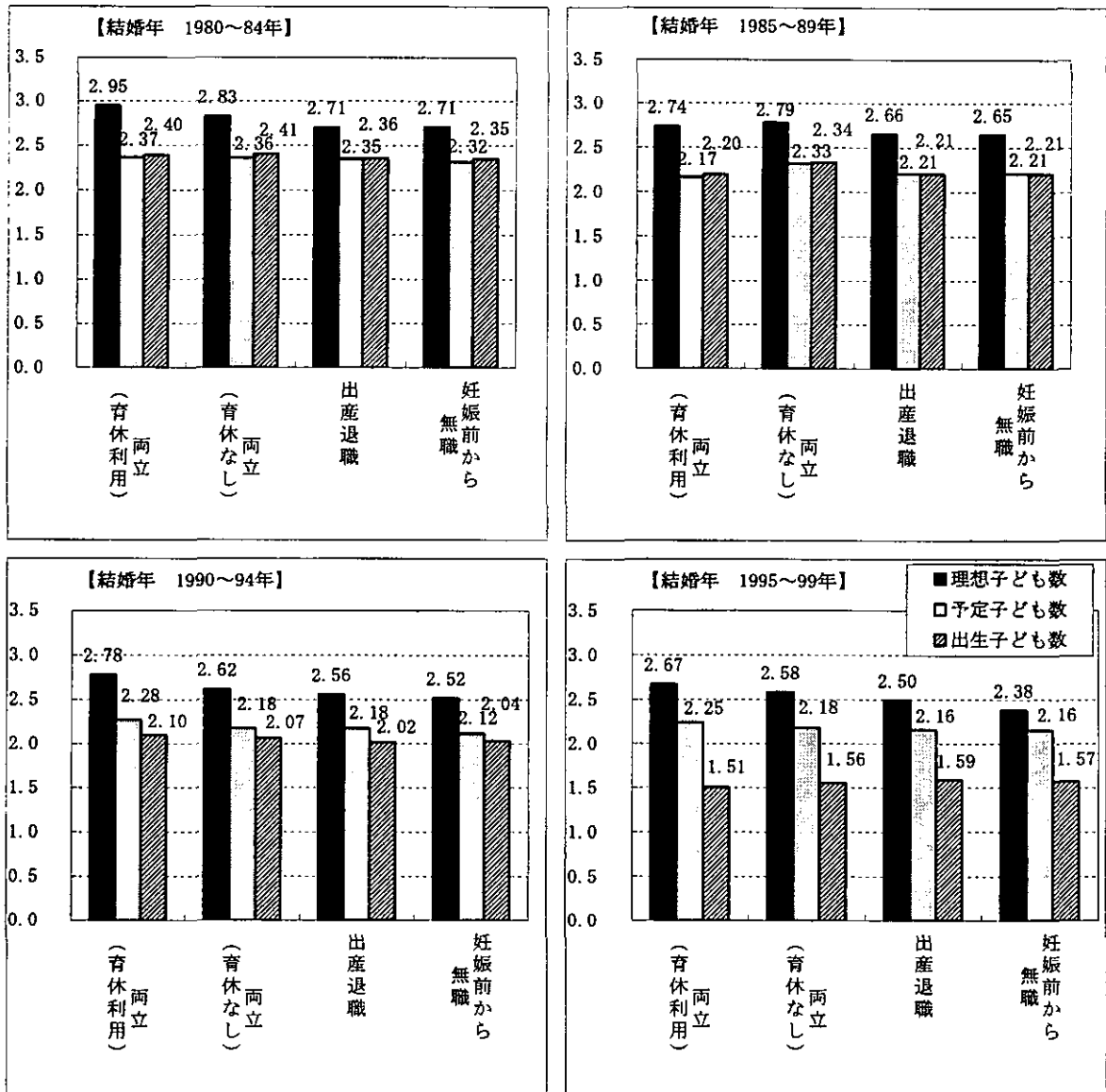
峻している。

表6 結婚年次別、結婚後、現在の妻の従業上の地位別、  
平均理想子ども数と平均予定子ども数

妻の従業上の地位および就業経歴	結婚年					
	1979年以前	1980～84年	1985～89年	1990～94年	1995～99年	2000年以降
平均理想子ども数						
総数	2.76人	2.74	2.66	2.52	2.40	2.31
結婚後の従業上の地位別						
正規雇用	2.82	2.76	2.68	2.60	2.48	2.38
パート	2.80	2.70	2.66	2.42	2.33	2.27
派遣・嘱託	2.50	3.00	2.54	2.43	2.32	2.18
自营・家族従業者	2.88	2.79	2.79	2.48	2.60	2.50
無職	2.71	2.72	2.61	2.49	2.33	2.26
不詳	2.56	2.68	2.63	2.48	2.27	2.29
現在の従業上の地位別						
正規雇用	2.84	2.78	2.66	2.58	2.44	2.34
パート	2.76	2.72	2.63	2.49	2.28	2.25
派遣・嘱託	2.67	2.81	2.52	2.69	2.00	2.00
自营・家族従業者	2.84	2.84	2.84	2.59	2.52	2.53
無職	2.71	2.67	2.63	2.49	2.42	2.33
不詳	2.55	2.61	2.60	2.54	2.30	2.12
標本数	810	1,116	1,216	1,256	1,437	663
平均予定子ども数						
総数	2.26人	2.28	2.16	2.06	2.03	2.02
結婚後の従業上の地位別						
正規雇用	2.35	2.33	2.19	2.14	2.10	2.04
パート	2.09	2.07	2.13	1.93	1.94	2.02
派遣・嘱託	1.80	2.17	2.23	1.83	1.92	1.96
自营・家族従業者	2.44	2.33	2.06	2.00	1.95	2.21
無職	2.21	2.29	2.15	2.03	2.03	2.01
不詳	2.03	2.40	2.06	2.20	1.95	1.74
現在の従業上の地位別						
正規雇用	2.30	2.30	2.07	1.95	1.96	1.97
パート	2.22	2.28	2.18	1.99	1.82	1.95
派遣・嘱託	2.53	2.35	2.09	1.69	1.60	1.89
自营・家族従業者	2.42	2.39	2.27	2.16	1.97	2.24
無職	2.18	2.21	2.15	2.10	2.12	2.08
不詳	2.03	2.35	2.07	2.32	1.82	1.67
標本数	833	1,139	1,232	1,255	1,395	609

注：結婚持続期間、出生子ども数、理想子ども数または予定子ども数が判明している初婚どうし夫婦について。学生は無職に含む。  
斜体は標本数20未満を示す。

図4 出産前後の就業経歴別にみた理想子ども数、予定子ども数および出生子ども数



注：第1子を出生した初婚どうし夫婦について。

## 7. おわりに

女性の働き方は、今日においても、結婚や出産といったライフステージの変化に応じて大きく変化をしている。育児休業制度の整備によって、制度を利用しての就業継続者が若い世代ほど徐々に増えてはいるものの、乳幼児の子どもがいる女性が就業している割合は2割程度と、専業主婦化が進んだ1970年代からほとんど変化していない。一方、晩婚化によって、出産適齢期終盤の年齢にさしかかっても子どもを持たずに就業している割合が徐々に増えており、こうした傾向は、依然進展が続く未婚化とあいまって、この世代の最

終的な出生子ども数を大きく低下させることになるであろう。

出産退職か就業継続かといった就業経歴によって、その後の追加出生に明確な差がみられるという結果は得られなかった。ただし、これについては希望する子ども数を持つために、妻が働き方の方を調整しているという解釈が可能である。女性の就業行動と出産行動は、相互に影響しあうのみならず、共通の環境に影響を受ける、パラレルなキャリア過程であるとの考え方がある (Willekens 1991)。女性はあらゆる場面で限られた時間およびエネルギーを二つの過程に振り分けなければならない。すなわち、二つのキャリアを連結させるには、出産あるいは就業のタイミングを調節するか、私的 (親族ネットワークなど) あるいは公的保育サポートによって調整をはかるしかない。実際、今回のデータからも、出産を機に退職し、後に再就職するパターンが多いこと、就業継続者 (乳幼児期に両立) は晩産であること、そして就業継続の場合は、夫妻の母親から頻繁な育児援助を受けていた割合が圧倒的に高く、育児援助がなかった場合には、追加出生児数が少ない傾向などが確認された。たとえ就業継続の意欲があっても、親族からの子育て支援が見込めないために出産退職を選んでいるケースが少ないことが推測できる。

出生意欲に関しては、就業と子育てを両立をしている妻の方が、専業主婦の妻よりも理想や予定とする子ども数が多いという結果が認められ、就業意欲が必ずしも子どもを多く持つ意欲に反するものではないことがわかる。従って、両立支援の体制がさらに整うことにより、妻が働く世帯の出生児数が伸び、出生力全体の底上げにつながる可能性が考えられる。

なお、今回の調査では、女性の働き方に関する新たな傾向も確認された。1980年代を通じて進展した、自営・家族従業者が減り、雇用労働者が増えるという家庭外就労化の傾向は今日も続いているものの、1990年代に入って、正規雇用者に代わり派遣労働やパート就労の割合が徐々に増えている。こうした、いわゆる非典型労働に従事している妻の出生児数や予定子ども数は、正規雇用の妻よりも低い傾向にあった。非典型労働者を取りまくどのような環境が出産・子育てにマイナスに寄与しているのか、さらに詳細な分析が必要ではあるが、正規雇用者の両立支援のみならず、概して雇用条件が不利である非典型労働女性の仕事と家庭の両立支援がどこまで進むかも、今後の少子化の動向を左右する重要なポイントになると思われる。

## 文 献

- 福田亘孝(2003)「出生行動の特徴と決定要因：学歴・ジェンダー・価値意識」渡辺秀樹・稲葉昭英・嶋崎尚子編『現代家族の構造と変容：全国家族調査[NFRJ98]による計量分析』東京大学出版会。
- 今田幸子・平田周一(1992)「女性の就業と出生率：ライフコース・アプローチ」『日本経済研究』No.22,pp.1-18.
- 今田幸子(1996)「女子労働と就業継続」『日本労働研究雑誌』No.433,pp.37-48.
- Klijzing,E., Siegers,J., Keilman,N., and Groot,L.(1989) “Static Versus Dynamic Analysis of the Interaction between Female Labour-force Participation and Fertility.” *European Journal of Population*,4-2, pp.97-116.
- 永瀬伸子(2002)「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58-2,pp.22-35.
- 大淵 寛(1997)『少子化時代の日本経済』NHKブックス 797.
- 大沢真知子(1993)『経済変化と女子労働 日米の比較研究』日本経済評論社
- 大沢真知子・スーザン・ハウスマン (編) (2003)『働き方の未来：非典型労働の日米欧比較』日本労働研究機構。
- Oppenheimer,V.K.(1982) *Work and the Family: A Study in Social Demography*. New York: Academic Press.
- Pampel,Fred C. (2001) *The Institutional Context of Population Change: Patterns of Fertility and Mortality across High-Income Nations*, Chicago: University of Chicago Press.
- Siegers,J.J., de Jong-Gierveld,J., and van Imhoff,E. (eds.)(1991) *Female Labour Market Behaviour and Fertility: A Rational-choice Approach*. Berlin: Springer-Verlag.
- Simon,H.A. (1979) “The meaning of causal ordering.” In Robert K. Merton, James S. Coleman, Peter H. Rossi (eds.), *Qualitative and quantitative social research*, New York : Free Press.
- 杉野 勇(2001)「女性の職歴類型の計量的把握—フルタイム継続女性と専業主婦の比較を中心に」『現代社会学研究』第14巻,pp.95-114.
- 田中重人(1996)「戦後日本における性別分業の動態」『家族社会学研究』8, pp.151-161,208.
- Willekens,Frans J.(1991) “Understanding the Interdependence between Parallel Careers.” In Siegers et al. (eds.) *Female Labour Market Behaviour and Fertility: A Rational-choice Approach*. Berlin: Springer-Verlag.
- 山口一男(1998)「続き行く職歴中断：結婚、出産・育児による離・転職率の歴史的変化とその決定要因について」『職業キャリアとライフコースの日米比較研究』日本労働研究機構, pp.55-92.

### 3. 同居選択と妻の就業決定に関する研究 —どちらの親と同居するのか?—

大石亜希子・小塩隆士

#### 1. はじめに

本稿では、妻の就業と親との同居の決定要因について、両者の同時性を明示的に考慮し、しかも夫方と妻方のどちらの親と同居するかという選択を踏まえた上で検討する。

日本では、女性が仕事と家庭を両立することは依然としてなかなか困難である。年齢階層別の女性労働力率は、20代と40代にピークをもつM字型を描いているが、これは出産を契機に労働市場から退出し、子供が大きくなると再参入する女性が多いためである。近年ではM字の底は浅くなってきているが、それは30代における未婚女性の増加によるもので、30代の有配偶女性に限れば労働力率は2003年に49%と、30年前とほとんど同じ水準である（総務省統計局『労働力調査』）。

その一方で、三世代同居世帯では、妻の労働力率が顕著に高いことはこれまでもしばしば指摘されてきた。保育所や学童保育所は慢性的に不足しており、夫の労働時間は長く家事参加は少ないという状況のもとでは、親と同居することで子育てや家事負担を軽減することは、とくに仕事をもつ既婚女性にとって魅力的なオプションである。2000年時点で、三世代世帯は日本の全世帯の14%を占めているが、これはアイルランドの11%、オーストリアの7.8%と比較してはるかに高い（OECD,2003）。しかも、子どものいる世帯における三世代世帯のシェアは28%と全世帯平均の2倍に達しており、日本では家族間の協力が大きな役割を果たしていることを物語っている。

従来の研究では、こうした親との同居は妻の就業と独立の要因として扱われてきた。例えば永瀬(1997)、Nakamura and Ueda(1999)、滋野・大日(1999)は、親との同居が妻の就業率を有意に引き上げることを明らかにしている。逆にHayashi(1997)は、妻が就業していると親との同居確率が高まることを示している。しかし、妻の就業と同居選択は同時決定されるものと考えれば、一方を所与として扱くと、推定結果にバイアスが含まれるおそれがある。

同居の内生性を意識した分析は、米国では少なくない。Pezzin and Schone (1999)は、妻の就業だけでなく、介護選択も同時決定のメカニズムに含めて分析している。また、Börsch-Supan et al. (1992)、Wolf and Soldo (1994)、Ettner(1995)は、同居選択は明示的に分析していないものの、妻（子）の労働供給と親の介護選択の同時決定メカニズムを統計的に処理している。さらにEttner(1996)は、要介護状態の親を抱える男女について、①親と同居して介護する、②別居したまま介護する、③介護しない、という3つ選択肢と労働供給の同時決定関係を分析している。

米国と対照的に日本では、同居の内生性に注目した分析は、ごくわずかである。例外としてSasaki(2002)は、(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の対象とな

る 24～34 歳の有配偶女性 970 人のデータを使用し、内生性バイアスをコントロールしても同居が日本の有配偶女性の労働力率を有意に高めることを確認している。ただし Sasaki(2002)は、米国や日本における数多くの既存研究と同様に、夫妻のうちどちら側の親と同居するかは区別していない。

しかしながら、子夫婦にとっては夫方の親と同居する場合と妻方の親と同居する場合とでは、同居がもたらす費用・便益に大きな違いがあるはずである。同居に伴う費用の代表は、プライバシーの損失であろう。例えば妻にとって、姑と同居する場合と実母と同居する場合とでは、プライバシーの損失度合に対する評価も異なるのが通常であろう。親にとっても、息子夫婦との同居と娘夫婦との同居は異なる便益と費用をもたらすものと見られる。例えば自分が要介護状態になったとき、息子の妻よりは実の娘に介護されたいと希望する親は多いといわれている。有配偶女性の介護行動を分析した Wolf and Soldo (1994)によると、要介護者が実の親である場合、夫の親と比較して介護する確率が 2 倍高まることが示されている。

儒教的な規範の影響もあり、伝統的に日本における三世帯世帯は、長男夫婦と親との同居が圧倒的多数を占めてきた。しかし、過去数十年間にわたる出生率の低下は、同居のありようにも変化をもたらしつつある。現在、家庭形成期にあたる 20～30 代は、せいぜい 1 人のきょうだいをもつに過ぎず、長男長女同士の結婚もしばしば起こる。その結果、夫婦がライフスタイルを決定する際に、どちらの親と同居するのか、あるいは別居するのか、いままで以上に重要な問題となっているものと思われる。

大石・小塩(2001)、横山(2002)は夫方の親と妻方の親との違いに注目した先駆的な研究である。ただし横山(2002)においては同居と就業の同時決定関係は考慮されておらず、大石・小塩(2001)は理論モデルを提示して、両者の同時決定関係を考慮しているものの、実証分析においては①夫方の親と同居、②妻方の親と同居、③どちらの親とも別居、という 3 つの選択肢の multinomial logit 推定において、IIA が満たされていないという問題点があった。

そこで本稿では、大石・小塩(2001)で提示されたモデルを拡充するとともに、より最近時点のデータを使用して、妻の就業と親との同居の決定要因について、両者の同時性を明示的に考慮し、しかも夫方と妻方のどちらの親と同居するかという選択を踏まえた上で検討する。

本稿の構成は次の通りである。次の 2. では、同居選択と妻の就業の同時決定メカニズムを簡単な理論モデルに基づいて検討する。3. では、具体的な実証分析の進め方を説明する。4. では、実証分析に用いた『出生動向基本調査』の特徴について解説する。そして、5. で実証分析の結果をまとめ、最後の 6. で全体の結論と残された課題を指摘する。

## 2. 理論的検討

本節では、同居選択の主導権が子夫婦にあると想定した上で、その選択が妻の就業決定との関連でどのように決定されるかを、極めて簡略化された理論モデルに基づいて検討す

る。本節の理論モデルは厳密なものではなく、同居選択と妻の就業決定との同時決定を大雑把に描写することを目的とするものである。

なお、同居選択については、Kotlikoff and Morris(1990)に代表されるように、子夫婦だけでなく親の効用も考慮した一種の交渉モデルもしばしば見られる。子夫婦・親間の交渉モデルの分析も興味深いテーマだが、本稿では同居・別居の選択に関しては基本的に子夫婦が決定権を持っているものと想定する。

最初に、夫の所得を $y_0$  (所与)、妻の労働時間を $l$ 、家事時間を $h$ とするが、議論を単純化するために、妻の労働時間と家事時間は調整できないとする。利用可能な総時間を1と規準化すれば妻の余暇時間は就業すれば $1-l-h$ で与えられるが、就業しなければ $1-h$ となる。また、妻の時間当たり賃金は $w$ として外生的に与えられている。

子夫婦の効用は、子夫婦の所得(支出)と妻の余暇時間で決定されるとする。親と別居することを $S$ 、同居することを $J$ 、妻が就業することを $W$ 、就業しないことを $N$ と標記する。子夫婦が選択できるライフスタイルは、 $(S, W)$ 、 $(S, N)$ 、 $(J, W)$ 、 $(J, N)$ の4通りである。子夫婦の効用 $U$ は、このライフスタイルによって決定される。

まず、親と別居しつつ妻が就業する場合、無業の場合の効用をそれぞれ $U(S, W)$ 、 $U(S, N)$ と標記し、効用決定における所得と余暇時間のウェイトをそれぞれ $\alpha$ 、 $\beta$  ( $> 0$ )として、それぞれの場合の効用関数が、

$$U(S, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1 - l - h),$$

$$U(S, N) = \alpha \ln(y_0) + \beta \ln(1 - h)$$

であると想定する。

一方、親と同居した場合は親が家事をすべて担当し、妻は家事から完全に解放されると仮定する。しかし、その一方で同居には心理的負担が伴い、子夫婦の効用はその分減殺されると想定しよう。そこで、親と同居しつつ妻が就業する場合、無業の場合の効用をそれぞれ $U(J, W)$ 、 $U(J, N)$ と標記し、

$$U(J, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1 - l) - \gamma,$$

$$U(J, N) = \alpha \ln(y_0) + \beta \ln 1 - \gamma = \alpha \ln(y_0) - \gamma$$

であると想定する。ここで、 $\gamma$ は同居によって引き起こされる心理的負担など、同居の効用引き下げ効果を示すパラメータである。子夫婦が親と同居することでプライバシーの損失を感じたり、嫁姑の不仲が深刻になったりすれば、 $\gamma$ の値は大きくなるだろう。一方、親との同居によって子夫婦が喜びを感じるのならば、 $\gamma$ はマイナスの値をとることもあり得る。 $\gamma$ の値は、子夫婦及び親の様々な社会的・経済的屬性によって左右される。

子夫婦は、親との同居・別居及び妻の就業に関する計4種類のライフスタイルの中から、効用が最大になるものを選択することになる。なお、親の効用が子夫婦と同居するかどうか

かによってのみ変化するとし——したがって、子夫婦の家事を担当するかどうかは親の効用に影響を及ぼさないと想定し——その親の効用の変化に対する子夫婦の評価が $\gamma$ に反映されているとすれば、このモデルは子夫婦と親との間の協力ゲームとほとんど同じ構造を持つことになる。

ここでは、子夫婦によるライフスタイルの選択が、夫の収入や同居による心理的負担に大きく依存することを確認しておこう。計算を簡単にするために $\alpha$ と $\beta$ をいずれも1と置けば<sup>1</sup>、4種類のライフスタイルの選好順位は次の6本(= ${}_4C_2$ )の不等式を連立することによって決定される。

$$U(S,W) \cdot U(S,N) \Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l-h)w,$$

$$U(J,W) \cdot U(J,N) \Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l)w,$$

$$U(S,W) \cdot U(J,W) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-l-h)/(1-l),$$

$$U(S,N) \cdot U(J,N) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot 1-h,$$

$$U(S,W) \cdot U(J,N) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-l-h)(y_0 + wl)/y_0,$$

$$U(S,N) \cdot U(J,W) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-h)y_0 / [(1-l)(y_0 + wl)].$$

この連立不等式体系について、簡単にコメントしておこう。まず、1番目、2番目の不等式から分かるように、同居選択を所与とすれば、夫の所得が低いほど妻の就業率が高まる。次に、3番目、4番目の不等式から分かるように、妻の就業決定を所与とすれば、同居による心理的負担が大きいほど——つまり、 $\exp(-\gamma)$ が小さな値をとるほど——別居が選択されることになる。さらに、5番目、6番目の式から分かるように、夫の所得と同居に伴う心理的負担の組み合わせによって、別居して妻が就業するか同居して妻が就業しないか、あるいは別居して妻が就業しないか同居して妻が就業するか、といった直接比較しにくいライフスタイルどうしの選好順位も決定できることになる。

図1は、夫の所得と、同居による心理的負担という2変数で構成される平面において、どのようなライフスタイルが選ばれるかを、上の6本の不等式を考慮に入れ、途中の計算を省略してまとめたものである(ただし、縦軸は $\exp(-\gamma)$ の値をとったものであり、値が大きくなるほど心理的負担が小さくなるという点に注意されたい)。この図からも明らかのように、夫の所得が高いほど妻は就業しなくなり、同居の心理的負担が大きいほど別居を選択する傾向が見られる。

さらに、このモデルでは、

$$[U(S,W) - U(S,N)] - [U(J,W) - U(J,N)] = \alpha\beta \ln \frac{1-l-h}{(1-h)(1-l)} < 0$$

となるから、親と別居する方が妻の就業による機会費用が低くなる。

<sup>1</sup>  $\alpha$ と $\beta$ の大小関係を変えても、以下の議論は基本的に影響を受けない。



ところで、以上の結果は、家事に費やされる時間 $h$ が変化すればどのような影響を受けるだろうか。子夫婦にとって出産・育児にかかる時間が多くなれば、 $h$ は長くなるだろうし、子どもが生まれる前、あるいは子育てから解放された後は、 $h$ は短くなるはずである。いま、極端なケースとして $h$ がゼロに等しい場合を考えてみよう。このとき、上の6本の不等式は、

$$U(S,W) \cdot U(S,N) \Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l)w,$$

$$U(J,W) \cdot U(J,N) \Leftrightarrow y_0 \cdot (1-l)w,$$

$$U(S,W) \cdot U(J,W) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot 1,$$

$$U(S,N) \cdot U(J,N) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot 1,$$

$$U(S,W) \cdot U(J,N) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot (1-l)(y_0 + wl) / y_0,$$

$$U(S,N) \cdot U(J,W) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \cdot y_0 / [(1-l)(y_0 + wl)]$$

と簡略化される。したがって、ライフスタイルの選択の様子を図示しても、図2のような形に簡略化される。ここからも明らかなように、 $h$ がゼロであれば同居選択と妻の就業選択は互いに独立に選択されることになる。また、4つのライフスタイルが選択される確率が、図に示された各部分の面積に対応すると考えれば（ただし、密度は一樣ではない）、この図2と図1を比較することにより、出産・育児など家事にかかる時間が短いほど別居が選択され、また、妻の就業率が高まることが示唆される。この結果は直感的にも納得しやすく、先行研究の分析結果とも整合的である。

一方、親と同居する際に夫方、妻方の親を区別する場合も、議論を単純化すれば、以上で説明した基本モデルの考え方が基本的に適用できる。例えば、極端な場合として、夫方、妻方のいずれの親と同居しても、家事を完全に親任せにできるとしてみよう。その場合、夫方と妻方の親とでは、同居に伴う心理的負担のみが違ってくることになる。そこで、夫方、妻方の親と同居する行為をそれぞれ $J_1$ 、 $J_2$ と標記し、それぞれに伴う心理的負担によって減殺される効用を $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ としよう。ここでも、それぞれの親が同居によって受ける心理的負担（または満足度）の大きさは、 $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ に部分的に反映されていると解釈できる。そうすれば、どちらの親と同居するかという選択は、結局のところ、子夫婦がそれぞれの場合に得られる効用水準を比較することで決定されることになる。

以上の想定の下では、親と同居する場合の効用は、妻が就業する場合、しない場合それぞれにおいて、

$$U(J_1, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1-l) - \gamma_1,$$

$$U(J_2, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1-l) - \gamma_2,$$

$$U(J_1, N) = \alpha \ln(y_0) - \gamma_1,$$

$$U(J_2, N) = \alpha \ln(y_0) - \gamma_2$$

とまとめることができる。したがって、別居して妻が就業する場合 ( $S, W$ )、無業の場合 ( $S, N$ ) という2つのケースを合わせて、合計6つのケースがあり得る。子夫婦は、この6つのライフスタイルから効用を最大にするものを選択する。もちろん、そのために検討すべき不等式の数 は 15 本 ( $= {}_6C_2$ ) とかなり多くなり、場合分けが煩瑣になるが、原理的には上述したのと同じような作業を行えばよい。

同居選択と妻の労働供給との同時決定の基本的な構図は、これまでと同様、夫の所得と同居に伴う心理的負担との相互関係で決定されることになる。しかし、同居を選択した場合、夫方と妻方のどちらの親と同居するかについては、どちらと同居すれば心理的負担が小さくて済むかという基準が加わることになる。

ただし、パラメータの組み合わせによっては、夫方の親と同居するよりは別居の方が望ましく、そして別居よりは妻方の親との同居の方が望ましいといった状況もあり得る。つまり、別居か同居かという選択がまずあり、その後で、別居の場合は夫方か妻方かという選択がある、といった単純な構造になっているわけではない。これは、妻の就業決定が絡んでくるからである。

さらに、実際には、夫方と妻方の親では子夫婦が家事を任せられる程度が異なってくるかもしれない(上のモデルで言えば、 $h$ の大きさが同居する親で異なってくる)。そうした違いをモデルに反映させることも、煩雑にはなるものの理論的には可能である。

### 3. 実証分析の手法

本稿の目的は、夫方、妻方の親を区別した上で、親との同居が妻の就業に及ぼす影響を両者の同時決定関係を考慮しながら把握することにある。従来の研究では夫方・妻方を分けずに推定しているが、ある説明変数が夫方同居と妻方同居とで相反する影響を及ぼしている場合、そこで得られた係数は相反する効果が加重平均されたものになっている可能性がある。

はじめに、既存研究と同様、妻の就業と親との同居は独立だと仮定してみよう。妻の就業決定式は以下のように書くことができる。

$$(1) \quad p^* = \alpha' C + \beta' X_1 + e_1, \quad p = 1 \text{ if } p^* > 0, \quad p = 0 \text{ if } p^* \leq 0,$$

ここで  $p^*$  は観察不能な質的変数 (latent variable) であり、我々が観察できるのは就業状態 ( $p=1$  なら就業、 $p=0$  なら不就業) だけである。 $C$  は「別居」を基準として、それぞれ「夫方の親と同居」、「妻方の親と同居」を示すダミー変数からなるベクトルで、 $X_1$  は妻の市場賃金や夫の所得そして他の外生変数からなるベクトルである。

上記の(1)式は **probit model** で推定可能であるが、理論的分析で示したように、妻の就業と親との同別居が同時決定の関係にある場合、それを無視した推定結果はバイアスを伴うおそれがある。内生変数が連続であれば、二段階最小自乗法による修正が可能なものの、ここでの内生変数は親との同別居状態であり、離散値しかとらない。しかも3つの同別居状態のうち、どれか1つが選択されるという多値反応となっている。

このような場合、**Dubin and McFadden (1984)**が提示したように、①内生変数を被説明変数として非線形モデルによる推定を行い、②推定から得られる予測値を操作変数に含めて第1段階の線型確率モデルの推定をし、③線型確率モデルの予測値を操作変数として第2段階の推定を行う、という方法がある。この方法を実際に適用した **Norton and Staiger (1994)**、**Ettner (1995; 1996)**と同様、まず、同別居状態の選択式の誘導型を **multinomial logit model** で推定し、つぎに、得られた係数をもとに各選択肢の予測値を作成した後、それらを操作変数に含めて各選択肢について線型確率モデルを推定する。さいごに、線型確率モデルの推定係数に基づき、各選択肢の確率の予測値を作成し、それを操作変数として就業決定式を **probit model** で推定する。分散共分散行列は **Murphy and Topel (1985)**に従い修正する。

#### 4. データ

本稿で実証分析に使用するデータは、2002年に国立社会保障・人口問題研究所が実施した『第12回出生動向基本調査（結婚と出産に関する全国調査）：夫婦調査』（以下、**NFS12**と略）の個票である。この調査の対象は、2000年の国勢調査地区から層化無作為抽出された調査地区に居住する、妻の年齢が50歳未満の全国の夫婦で、回答者は妻である。調査項目は、夫と妻それぞれの基本属性（出生年月、結婚時期、学歴、職業、労働時間、年収階級）に加え、妊娠・出産経験、希望子供数、兄弟数、父母との同居状況など多岐に渡っている。

推定に使用したサンプルは、調査時点で妻の年齢が25歳以上の夫婦4,981組である。夫妻の片方あるいは両方が再婚であるケースでは、同別居行動や妻の就業行動が初婚同士夫婦とは異なる可能性が考えられるのでサンプルから除外した。また、夫が非正規雇用者であったり自営業者や無業であったりする夫婦もサンプルから除外している。さらに、夫妻の両親が全員死亡している場合もサンプルから除外した。子夫婦のデータに基づく同居選択の分析は、親が存命であるかどうかを識別できないことが重大な限界点として指摘されているが（岩本・福井、2001）、本稿ではこの問題に完全に対処できている。

同居・別居状態を把握する変数としては、「現在のご両親との同別居について」の設問を利用する。この設問では妻の父と母、夫の父と母それぞれについて、「(1)同居、(2)同じ敷地内で別居、(3)同じ市区町村内で別居、(4)それ以外の地域で別居、(5)死亡」のなかから1つを選択して回答するようになっている。本稿ではこのうち、(1)を「同居」として扱う。表1は、同別居状況と妻の就業状態をクロスで見た場合の分布をまとめたものである。夫方・妻方を問わず、同居している妻の就業率は別居している妻よりも高いことが、この

表からも確認できる。

前節の理論モデルでは、夫の所得と妻が就業した場合に得られる賃金率が構造的な決定要因となっていた。実証分析では、NFS12 から得られる昨年一年間の夫の年収の対数値を使用する。一方、妻の賃金率を算出するのに必要な妻の所得や労働時間などについては、NFS12 では十分な情報が得られない。そこで妻の賃金率に関しては誘導型の定式化をする。すなわち、賃金率に影響するとみられる妻の年齢、学歴、地域の完全失業率、そして学卒時から結婚を決めた時まで正規雇用者として継続就業していたかどうかを示すダミー変数を説明変数としてモデルに含めるのである<sup>2</sup>。正規雇用継続就業ダミーを入れる理由は以下の通りである。日本において市場賃金の決定要因となりうるのは正規雇用者としての職業経験であり、パートタイムなど非正規雇用での職業経験は、ほとんど評価の対象とならない(大沢、1993；永瀬、1997)。これまで日本女性の多くは、学校を卒業した直後は正規雇用者として就業するが、結婚や出産を機にいったん労働市場から退出し、子どもが成長するとパートタイム労働者など非正規雇用者として労働市場に再参入してきた。しかし1990年代半ば以降、雇用情勢の悪化から新規学卒でも正規職に就けない者が増えている。したがって、学卒時から結婚を決めた時まで正規雇用者として継続就業している者は、それだけ多くの人的資本があると見なされ、高賃金を得られる可能性が高い。

妻の就業の決定要因として他に考慮したのは、子供の有無(0~2歳、3~6歳、7~12歳の3つの年齢階層に分けたダミー変数を使用)と、居住地が人口集中地区かどうか、また保育所への入所の容易さを示す保育所定員率(保育所定員/未就学児童数×100)を計算して使用する<sup>3</sup>。

一方、親との同別居は、夫の所得水準に加えて同居の心理的負担を表すパラメーター( $\gamma_1$ 、 $\gamma_2$ )によって決定される。同居の心理的負担を左右する社会経済的要因として、以下の変数を使用する。

まず、夫と妻それぞれの年齢と学歴を使用する。これらの変数は、プライバシーに関する価値観に影響するとみられる。つぎに、結婚を決めた時にそれぞれが親と同居していたかどうかを示すダミー変数を含める。これは、独身時代の親との同別居状況が結婚後の同別居選択に影響する履歴効果(hysteresis)を考慮するためである。また、見合い結婚を示すダミー変数も含める。恋愛結婚と異なり、見合いで結婚する場合には、結婚後の子夫婦の生活について、親との同別居を含めた調整がされている場合が多い。

夫妻の父母のうち誰かがすでに死亡している場合には、生存している親と同居するにせ

2 NFS12 では、a)学校卒業時、b)結婚を決めたとき、c)第1子妊娠判明時、d)第1子1歳時、e)現在、の各時点における就業状況を調査している。

3 保育所定員数は厚生労働省『社会福祉施設等調査報告』から、および未就学児童数は総務省『人口推計』から得ている。

4 保育所定員率を保育サービスの指標として用いると、出産のサンプル・セレクション・バイアスを含みうることは滋野・大日(1999)で指摘されている。しかしながら、滋野・大日(1999)の推定では出産の意思決定に与える保育所定員率の影響は有意でなく、また、就業決定に与えるマージナル効果は説明変数の選択によりかなり差が出ている。

よ、別居するにせよ、あるいはもう一方の親と同居するにせよ、心理的負担は異なると考えられるので、生存状況を示すダミー変数も使用する。

さらに、NFS12 から得られる出生順位と性別の情報から、あととりかどうかを示す変数を作成して使用する。ここで「あととり」とは、男性では長男を、女性では男兄弟のいない長女であることを指している。数多くの文献が示すように、日本では「あととり」が親と同居したり、親の老後の面倒を見たりする社会的規範が強く (Martin and Otsuya, 1991; 横山, 2002; Sasaki, 2002)、子夫婦の価値観もそうした社会的規範に影響されている可能性が高いためである。

最後に、住居形態に関する情報として、持ち家（一戸建て）と持ち家（共同住宅）を示すダミー変数をそれぞれ使用する。一般的に日本では、賃貸住宅よりは持ち家のほうが居住面積は広く、なかでも一戸建て住宅は広い。居住面積が狭い場合には、プライバシーが守られにくく、同居の心理的負担は高まると考えられる。

表 2 は、推計に用いる説明変数と各変数の要約統計量を同別居状態別にまとめたものである。

同別居状態の操作変数は、同別居選択のみに影響して就業決定には直接影響するものであってはならない。本稿で操作変数として考慮したのは、上述したもののうち、①夫の属性（夫の年齢、夫の学歴）、②履歴効果（夫と妻それぞれの結婚決定時における親との同別居状況、見合い結婚かどうか）、③親の生存状況（夫妻双方の親の生死）、④きょうだい関係（夫妻がそれぞれあととりかどうか）、⑤住居状況（持ち家一戸建て、持ち家共同住宅）である。これらの変数が操作変数として適切かどうかは、次節で検討される。

## 5. 推定結果

### 同別居選択式の推定結果

表 3 は、誘導型の multinomial logit model の推定結果である。推定するに当たっては、「夫方の親と同居」、「妻方の親と同居」、「別居」の 3 つの選択肢を想定した。この特定化に誤りがないか、すなわち IIA の仮定 (independence from irrelevant alternatives property) が成立しているかどうかを検定するために、3 つの選択肢の中から 1 つを除外

した制約付きモデルでの推計結果 ( $\hat{\beta}_R$ ) と、3 選択肢を持つフルモデルでの推計結果

( $\hat{\beta}_F$ ) とを比較する (Hausman and McFadden(1984))。

Hausman 検定量は、

$$H_{IIA} = (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)' [Var(\hat{\beta}_R) - Var(\hat{\beta}_F)]^{-1} (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)$$

であり、これは IIA が成立するという帰無仮説のもとでは、 $\hat{\beta}_R$  の行数と同じ数の自由度のカイ二乗分布に従う。検定量は、「妻方の親と同居」を除外したケースで 34.98、「夫方

の親と同居」を除外したケースで 11.73 である（両ケースとも自由度 26）。したがって、いずれのケースも IIA が成立するという帰無仮説を棄却しない。

操作変数とした①～⑤の変数群は、いずれも同別居選択に有意な影響を与えている。ただし、影響する方向は、夫方同居と妻方同居とで異なることが多く、興味深い。

夫の年齢が高いほど、夫の親と同居する確率は高く、妻方の親と同居したり、別居したりする確率は低くなる。一方、夫の学歴が高いほど、どちらの親とも別居する確率が高くなるが、限界効果で比較すると、夫自身の親との同居を避ける効果がより強い。独身時代から親と同居している場合、相手方の親とは同居せず、そのまま結婚後も自身の親と同居し続ける傾向にある。また、見合い結婚の場合は妻方の親と同居する確率が有意に高い。見合いでは、いわゆる「入り婿」を条件とした結婚相手探しが行われているのかもしれない。親の生存状況については、夫の母が死亡している場合には、夫方同居の確率が有意に低下し、妻方同居の確率も有意ではないが低下する。妻の母の死亡についても、有意ではないが夫方・妻方どちらについても符号が負で同居確率を引き下げること考えると、母親がいないことで家事・育児負担の軽減という同居のメリットが見込めないことから、別居を選択する傾向が強まるのではないかと推測される。

あととりを示す変数は、夫妻のどちらについても顕著に有意である。夫があととりである場合、夫方の親と同居する確率は 9.7%ポイント上昇する半面、妻方の親と同居する確率は 4.1%ポイント低下する。反対に、妻があとりの場合、妻方の親と同居する確率は 8.7%ポイント上昇する半面、夫方の親と同居する確率は 1.5%ポイント低下する。Sasaki(2002)では夫が長男であることが同居確率を高める効果は明らかであったものの、妻が長女である場合の影響は有意には観察されていなかった。これは妻に男兄弟がいるかどうか厳密にコントロールされていなかったためと思われる。

住居状況は親との同居に有意にプラスの影響を与えており、特に持ち家一戸建ての場合には、夫方同居の確率が 17.3%ポイント、妻方同居の確率が 7.2%ポイントと大きく高まる。持ち家共同住宅の場合、妻方同居の確率は有意に高まるが、夫方については有意でない。

妻の就業決定に影響するとみられる変数についても、検討しておこう。夫が高所得であるほど同居を避ける傾向が強いが、限界効果でみると夫方同居を避ける効果がより強い。妻の学歴は、高学歴なほど夫方同居を避ける傾向があるが、妻方同居への影響は有意ではない。都市部では夫方の親と同居しない傾向にある半面、妻方の親と同居する確率は有意に高くなる。失業率の高い地域では、別居する傾向が強い。公的保育サービスへのアクセスが良い地域では、夫方の親と同居する確率が有意に高く、妻方の親との同居については、影響はみられない。保育サービスと同居は、代替関係にあるのではなく、補完関係にあるようである。

2節で述べたように、multinomial logit model の推定結果から得られる各選択肢の推定値を操作変数に含めて夫方同居・妻方同居・別居のそれぞれの選択について線型確率モデルを推定した。これは構造型の就業決定関数の推定における一致性を高めるために行われ

るものである (Norton and Staiger, 1994; Ettner, 1996; Sasaki, 2002)。線型確率モデルの推定結果は割愛するが、検定の結果、MNL から得た各推定値の係数はいずれも有意に 1 と異ならず、0 とは有意に異なっていた。また、他の操作変数はどれも有意でなかった。この線型確率モデルの推定結果に基づき、各サンプルについて同別居状態の操作変数を作成し、就業決定関数を推定した。

### 就業決定式の推定結果

表 4 は、妻の就業・不就業決定式の推定結果である。はじめに、従来の研究のように同別居状態を外生変数と想定した場合の推定結果が左側の欄に示してある。夫方・妻方どちらの同居についても、妻の就業確率を有意に高める効果をもっているが、その影響度は夫方同居で 12%、妻方同居で 7%ほどである。

これに対し、右側の欄に示す操作変数による推定結果では、妻の就業確率を高める効果はそれぞれ 24%、19%と大きい。とくに妻方同居が妻の就業を促進する効果は、内生性をコントロールすると夫方同居に拮抗する規模であることがわかる。

その他の変数については、既存研究と整合的な結果が得られている。すなわち、夫が低所得であること、妻が高学歴であること、幼い子供がいないこと、保育サービスへのアクセスが良いことは、いずれも妻の就業を有意に促進している。また、学卒後、結婚するまで正規就業を継続していた妻は、そうでない妻より就業確率が 12%ポイントほど高い。結婚まで正規就業を継続していた女性のなかには、結婚後も就業を継続している者もいるであろうし、いったん退職した者もいるかもしれないが、いずれについてもより有利な賃金が提示されているものとみられる。妻の年齢については、有意に就業確率を高める効果をもっているが、これは子育て終了後に再就職する妻が多いことや、正規就業者については日本の年功賃金制度のもとで年齢が高いほど高賃金を得ている効果をとらえている可能性がある<sup>5</sup>。

本稿の結果を先行研究である Sasaki(2002)と比較すると、同時決定バイアスがより大きく出ているという特色がある。こうした違いが生じる理由としては、まず第 1 に、本稿では同居形態について夫方・妻方を分けているが Sasaki(2002)は分けていないという、分析枠組みにおける大きな違いがある。第 2 は、対象年齢の違いである。Sasaki(2002)は 25～34 歳という、結婚してからそれほど年数が経っていない妻を対象としている。そのため、子供のいる妻の割合が低く、子供数も少ない。実際には妻の就業の大きな制約となるのは子供の存在であり、子供の誕生を契機に子育て負担を軽減するため親との同居に踏み切る夫婦も多い。本稿の使用した NFS12 は代表性を持つ全国規模の調査であり、対象年齢が広いため、子育て負担が同別居選択に及ぼす影響を正しく把握していると考えられる。第 3 は、使用したデータの調査時期の違いである。Sasaki(2002)は 1993 年のデータに基づいているが、本稿の NFS12 は 2002 年に実施されている。1992 年に実施された NFS10

<sup>5</sup> Sasaki(2002)では年齢効果は有意にマイナスであったが、これはサンプルが 25～34 歳の女性で、子育て終了後に再就職する年齢層を含んでいないことの影響が考えられる。

『第10回出生動向基本調査』とNFS12を比較すると、妻方の親との同居する夫婦の割合は5.3%から7.1%に上昇している。すなわち、最近になるほど妻方同居が増加している。この背景には、若い世代ほどきょうだいが少なく、「あととり」となる女性が増えていることや、男女雇用機会均等法が制定された1985年以降に就職した大卒女性が出産・子育て期を迎え、なかには仕事を続けるために自分の親と同居する女性もいることなどがあると考えられる。

### 操作変数の有意度

最後に、本稿で使用した操作変数が適切なものかどうかを検討しておこう。すべての操作変数を含めたフルモデルによる推定と、各操作変数群を順番に除去していった制約付きモデルの推定結果を比較し、multinomial logit modelと就業決定のprobit modelについては、カイ二乗統計量に基づく尤度比検定を、線型確率モデルについてはF統計量に基づくWald検定を行っている。検定はそれぞれの変数群ごとに実施している(表5)。まず、第1段階のMNLではどの操作変数群も極めて有意である。つぎにMNLの推定値を使用した線型確率モデルでは、推定値はいずれも極めて有意である一方、他の操作変数群はいずれも有意でない。就業決定のprobit modelにおいては、履歴効果ときょうだい関係は有意な影響をもたらしており、操作変数としての有効性にやや疑問が生じるが、夫の属性、親の生存状況、住居状況などの変数群はいずれも有意でなく、操作変数として有効なことを示している。また、線型確率モデルの推定から得られた同別居確率の推定値は、就業決定のprobit modelにおいて高度に有意である。

## 6. 結 語

本稿では、夫方・妻方の親と区別した上で、親との同居が妻の就業に及ぼす影響を両者の同時決定関係を考慮しながら理論的・実証的に把握した。2002年に実施されたNFS12を使用した実証分析では、同居が妻の就業を促進する効果は従来考えられてきたよりも大きいことが明らかになった。具体的には、従来の分析のように、妻の就業と同別居選択は独立であると仮定した場合、同居の就業促進効果は、夫方同居が12%、妻方同居が7%であった。これに対し、両者の同時決定関係を考慮したモデルでは、それぞれ24%、19%と同居が妻の就業を促進する効果がより高いことが明らかになった。

このように、従来のように同居と就業を独立のものとして扱う分析枠組みでは、同居が妻の就業を促進する効果が過小評価されていたとみられる。とくに、妻方の親との同居が就業を促進する効果は、これまで考えられてきたよりも大きい。

同別居決定においては、夫婦ともに学歴が高いほど、夫方の親と別居する傾向が強い一方で、あととりであることや、結婚前から親と同居していたことが親との同居を促進する効果をもつなど、家族関係の影響が強いことも明らかになった。

仕事と家庭の両立が依然として困難ななかで、親との同別居選択は、同居による家事・育児負担の軽減というメリットと、プライバシーの減少というデメリットを比較考量しな



がら、妻の就業との関係のなかで決定されている。また、夫の所得が低いこと、妻の年齢が高いこと、妻が高学歴であること、妻が結婚まで正規就業を継続していたこと、幼い子供がいないこと、保育サービスへのアクセスが容易であることは、妻の就業率を高める方向に影響しており、これらは既存研究を整合的である。

とくに保育サービスへのアクセスの良さが就業確率を高める効果については、保育サービスの拡充を通じた両立支援でM字型の底となる年齢階層の女性労働力率が高まる可能性を示唆しており、今後の労働力人口減少への対応として政策的に注目される。その一方で、同別居選択の推定式では、保育サービスへのアクセスが容易だと夫方の親との同居確率が高まるなど、同居と保育は代替関係にあるのではなく、補完関係にあることが示唆された。これは保育サービスの運営が、親の勤務実態と合致していないなど、保育所が利用可能であっても祖父母の支援なくては仕事と育児の両立が困難であることを示しているのかもしれない。

#### 参考文献

- Amemiya, Takeshi (1985) *Advanced Econometrics*, Cambridge: Harvard University Press.
- Börsch-Supan, Axel, Jagadeesh Gokhale, Laurence J. Kotlikoff, and John Morris (1992) "The Provision of Time to the Elderly by Their Children," in D. A. Wise ed., *Topics in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, pp.109-34.
- Dubin, Jeffery A., and Daniel L. McFadden (1984) "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica*, Vol.52, No.20, pp.345-362.
- Ettner, Susan L. (1995) "The Impact of Parent Care on Female Labor Supply Decisions," *Demography*, Vol.32, No.1, pp.63-80.
- Ettner, Susan L. (1996) "The Opportunity Costs of Elder Care," *Journal of Human Resources*, Vol.31, No.1, pp.189-205.
- Greene, William (2000) *Econometric Analysis*, Englewood Cliffs: Prentice Hall.
- Hausman, Jerry and Daniel F. MacFadden (1984) "Specification Tests for the Multinomial Logit Model," *Econometrica*, Vol.52, No.5, pp.1219-1240.
- Hayashi, Fumio (1997) *Understanding Saving: Evidence from the United States and Japan*, Cambridge: MIT Press.
- Kotlikoff, Laurence J. and John N. Morris (1990) "Why Don't the Elderly Live with Their Children? A New Look," in D. A. Wise ed., *Issues in the Economics of Aging*, Chicago: University of Chicago Press, pp.149-69.
- Martin, Linda G., and Noriko Otsuya (1991) "Interaction of Middle-Aged Japanese with Their Parents," *Population Studies*, Vol. 45, No.2, pp.299-311.

- McFadden, Daniel L. (1974) "Conditional Logit Analysis of Qualitative Choice Behavior," in P. Zarembka, ed., *Frontiers in Econometrics*, Academic Press, pp.105-42.
- Murphy, Kevin M., and Robert H. Topel (1985) "Estimation and Inference in Two-Step Econometric Models," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol.3, No.4, pp.370-379.
- Nakamura, Jiro and Atsuko Ueda (1999) "On the Determinants of Career Interruption by Childbirth among Married Women in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 13, pp.73-89.
- Norton, Edward and Douglas Staiger (1994) "How Hospital Ownership Affects Access to Care for the Uninsured," *RAND Journal of Economics*, Vol.25, No.1, pp.171-185.
- Ohtake, Fumio (1991) "Bequest Motives of Aged Households in Japan," *Recherche Economique*, Vol.45, No.2-3 (April-September), pp.283-306.
- OECD (2003) *Babies and Bosses : Reconciling Work and Family Life*, Vol.2.
- Pezzin, Liliana E. and Barbara S. Schone (1999) "Intergenerational Household Formation, Female Labor Supply and Informal Caregiving," *Journal of Human Resources*, Vol.34 No.3, pp.475-503.
- Sasaki, Masaru (2002) "The Causal Effect of Family Structure on Labor Force Participation among Japanese Married Women," *Journal of Human Resources*, Vol. 37, No.2, pp. 429-440.
- Wolf, Douglas A. and Beth J. Soldo (1994) "Married Women's Allocation of Time to Employment and Care of Elderly Parents," *Journal of Human Resources*, Vol.29, No.4, pp.1259-76.
- 岩本康志・福井唯嗣 (2001) 「同居選択における所得の影響」『日本経済研究』No.42, pp.21-43.
- 大石亜希子・小塩隆士(2001) 「同居選択と妻の就業決定：どちらの親と同居するのか？」国立社会保障・人口問題研究所ワーキング・ペーパー(J)No.4.
- 滋野由紀子・大日康史(1999) 「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」『季刊社会保障研究』Vol.35, No.2, pp.192-207.
- 永瀬伸子(1997) 「女性の就業選択」中馬宏之・駿河輝和編『雇用慣行の変化と女性労働』東京大学出版会, pp.279-312.
- 横山由紀子(2002) 「女性の就業と親との関係：夫の親と妻の親との違い」『新世紀の労働市場構造変化への展望に関する調査研究報告書(II)』雇用・能力開発機構／(財)関西経済研究センター、pp.301-316.

図1 同居・別居選択と妻の就業決定

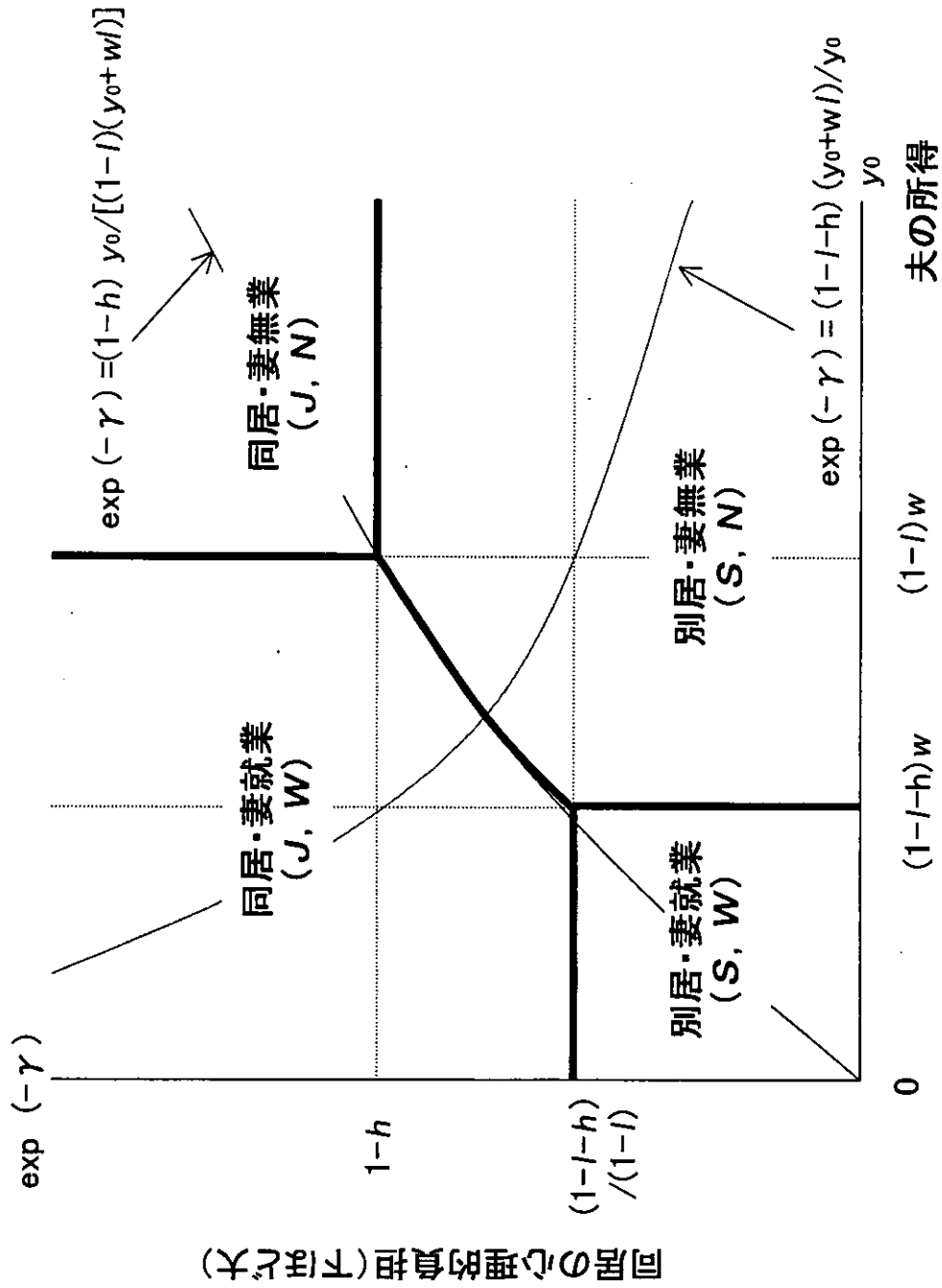


図2 同居・別居選択と妻の就業決定(家事時間 $h=0$ の場合)

